



Centre d'Estudis Demogràfics

**LA MORTALIDAD EN LA INFANCIA
DURANTE LA GUERRA CIVIL:
IMPACTO TERRITORIAL ESTIMADO
A PARTIR DEL CENSO DE 1940**

Fernando GILALONSO
Albert GARCÍA SOLER

330

*PAPERS
DE
DEMOGRAFIA*

2008

UNIVERSITAT AUTÒNOMA DE BARCELONA
08193 Bellaterra (Barcelona)



Centre d'Estudis Demogràfics

**LA MORTALIDAD EN LA INFANCIA
DURANTE LA GUERRA CIVIL:
IMPACTO TERRITORIAL ESTIMADO
A PARTIR DEL CENSO DE 1940**

Fernando GIL ALONSO
Albert GARCÍA SOLER

330

L'estudi es basa en la Memòria de Recerca *L'estimació de la mortalitat en la infantesa a partir de les dades censals retrospectives sobre fecunditat*, realitzada per Albert García (2006) sota la direcció del Dr. Fernando Gil. S'ha presentat una comunicació (*El impacto de la Guerra Civil sobre la mortalidad en la infancia: Análisis territorial a partir de la información censal retrospectiva*), en el VIII Congreso de la Asociación de Demografía Histórica (ADEH). Maó, 31 de maig-2 de juny de 2007.
L'article es troba en fase d'avaluació a la revista REIS.

Centre d'Estudis Demogràfics

2008

Resum.- *La mortalitat en la infància durant la Guerra Civil: impacte territorial estimat a partir del Cens de 1940*

En aquest article s'utilitzen les preguntes del cens de 1940 sobre la fecunditat retrospectiva -fills nascuts vius i fills supervivents en el moment censal- de les dones casades almenys una vegada, a fi d'estimar els nivells de supervivència dels seus descendents i, per tant, de mortalitat en la infància (fins els 15 anys), segons un mètode proposat per W. Brass. Els resultats mostren que la Guerra Civil va empitjorar els nivells de supervivència en la infància a pràcticament totes les províncies espanyoles, però amb importants diferències territorials. Comparant els nivells de supervivència abans i durant el conflicte bèl·lic, es mostra com foren les províncies meridionals i les de Llevant les més afectades. En canvi, els de Catalunya i la Meseta septentrional, els nivells de mortalitat en la infància semblen haver empitjorat menys, tot i que aquestes dues regions mostraven posicions extremes respecte als nivells de supervivència abans de la guerra. D'això es dedueix que, tot i que hauria d'existir una certa correlació inversa entre el nivell de desenvolupament territorial i la vulnerabilitat que mostren les seves poblacions enfront d'una conjuntura desfavorable, aquestes característiques no semblen jugar un paper significatiu com a factor explicatiu dels nivells de supervivència infantil durant el conflicte bèl·lic.

Paraules clau.- Mortalitat en la infància, Cens de 1940, informació retrospectiva, Guerra Civil, Espanya.

Resumen.- *La mortalidad durante la infancia en la Guerra Civil: impacto territorial estimado a partir del Censo de 1940.*

En este artículo se utilizan las preguntas del censo de 1940 sobre la fecundidad retrospectiva -hijos nacidos vivos e hijos supervivientes en el momento censal- de las mujeres casadas al menos una vez, para estimar los niveles de supervivencia de sus descendientes y, por lo tanto, de mortalidad en la infancia (hasta los 15 años), según un método propuesto por W. Brass. Los resultados muestran que la Guerra Civil empeoró los niveles de supervivencia en la infancia en prácticamente todas las provincias españolas, pero tuvo un impacto diferencial muy contrastado. Comparando los niveles de supervivencia antes y durante el conflicto bélico, se obtiene que fueron las provincias meridionales y levantinas las más afectadas, mientras que en Cataluña y la Meseta septentrional los niveles de mortalidad en la infancia parecen haber empeorado menos, pese a que mostraban posiciones extremas respecto a los niveles de supervivencia antes de la guerra. De esto se deduce que, a pesar de que debiera existir una cierta relación entre el nivel de desarrollo demográfico y la vulnerabilidad que muestran las provincias ante una coyuntura desfavorable, tales características no parecen jugar un papel significativo como factor explicativo de los niveles de supervivencia durante el conflicto bélico.

Palabras clave.- Mortalidad en la infancia, censo de 1940, información retrospectiva, Guerra Civil, España.

Abstract.- *Childhood Mortality in the Civil War: Territorial Impact Estimated on the Basis of the 1940 Census.*

Following a method proposed by W. Brass, this paper uses 1940 Spanish census data on retrospective fertility (questions done to ever married women on the number of children ever born and their survival at the time of the census) to estimate survival levels of women's descendants at different ages and therefore child mortality up to the age of 15. Results show that the Spanish Civil War worsened child survival in practically all the provinces, and especially those of Andalusia and Levante, whereas the least affected were those in Catalonia and the Northern Meseta, even though these two regions had had opposite experiences in child mortality before the war, with low levels in the former and high ones in the latter. This would mean that, although the level of development of a region should be inversely related to the vulnerability of its population to unfavourable situations, the previous demographic situation does not seem to significantly influence child mortality during the war.

Keywords.- Child mortality, 1940 census, retrospective information, Spanish Civil War, Spain.

Résumé.- *La mortalité des enfants durant la Guerre Civile: estimation de l'impact territorial à partir du Censo de 1940.*

Suivant une méthode proposée par W. Brass, cet article utilise les données rétrospectives sur la fécondité issues du recensement espagnol de 1940 (ce sont des questions posées aux femmes mariées au moins une fois, à propos du nombre de naissances au long de leur vie et la survivance des enfants à la date du recensement) pour estimer les niveaux de survivance des descendants à différents âges et donc la mortalité à l'enfance, jusqu'à 15 ans. Les résultats montrent que la Guerre civile espagnole a eu un impact négatif sur les niveaux de survivance pratiquement dans toutes les provinces, mais avec de claires différences territoriales. Les provinces d'Andalousie et du Levant espagnol furent les plus affectées, tandis que celles de Catalogne et de la « Meseta » septentrionale ont souffert les effets les plus mitigés, même si ces deux régions montraient des niveaux de mortalité à l'enfance de magnitude opposée avant le début de la guerre. Ce qui signifie que, malgré que le niveau de développement de la région devrait montrer une certaine corrélation inverse avec la vulnérabilité de leurs populations devant une conjoncture défavorable, en réalité la situation démographique existante avant la guerre semble jouer un rôle peu important sur les niveaux de survivance des enfants pendant le conflit.

Mots clé.- Mortalité à l'enfance, Recensement de 1940, information rétrospective, Guerre Civile Espagnole, Espagne.

ÍNDICE

1.- Las carencias del Movimiento Natural de la Población como fuente demográfica en caso de conflicto	1
2.- Las estimaciones indirectas de la mortalidad en la infancia a partir de datos censales retrospectivos como alternativa: metodología	3
3.- El Censo de 1940: validación de su calidad	6
4.- Resultados	9
4.1.- Un primer análisis del impacto bélico: comparación de los censos de 1930 y de 1940	9
4.2.- Estimación del impacto de la Guerra Civil sobre los niveles prebélicos de supervivencia en la infancia	14
4.3.- La guerra como ruptura de las tendencias históricas de caída de la mortalidad en la infancia: diferencias provinciales	18
4.4.- ¿Cómo habría evolucionado la mortalidad en la infancia sin Guerra Civil? Un ejercicio de modelización para estimar el verdadero impacto del conflicto bélico	22
5.- Conclusiones	25
6.- Referencias bibliográficas	27

ÍNDICE DE FIGURAS

1.- Correlación entre los niveles de supervivencia (tipo sur) de las provincias españolas correspondientes a los grupos de duración 0-5 y 6-10 del censo de 1940	8
2.- Correlaciones entre los niveles de supervivencia de los descendientes de los grupos de duración equivalentes del censo de 1930 y de 1940	11
3.- Distribución provincial de los niveles de supervivencia en la infancia del conjunto de las mujeres de los cinco grupos de duración del censo de 1940, y al grupo de duración 0-5	13
4.- Distribución geográfica de los niveles de supervivencia de los descendientes de las mujeres agrupadas en función del grupo de duración del matrimonio al que Pertenecen (Censo 1940)	15
5.- Evolución media anual de los niveles de supervivencia (tablas tipo sur) de las provincias españolas entre los períodos 1927,7-1936,2 y entre 1936,2-1938,6, y diferencia entre ambas	21
6.- Niveles de supervivencia en la infancia (tablas tipo sur) de las provincias españolas observados a mediados de 1938 y estimados a partir de la tendencia entre 1927,7 y 1936,2, y diferencia entre ambas	24

ÍNDICE DE TABLAS

1.- Fechas de referencia, edad promedio de los hijos supervivientes, $l(x)$, y nivel de la tabla tipo de mortalidad de Coale y Demeny (modelo sur) correspondientes a los diferentes grupos de duración del matrimonio	6
2.- Coeficientes de determinación obtenidos de comparar los datos provinciales de supervivencia procedentes de grupos de duración del matrimonio consecutivos. Censos de 1930 y de 1940	7
3.- Correlaciones entre los niveles de supervivencia estimados a partir de datos censales de las provincias españolas correspondientes a grupos de duración del matrimonio equivalentes de los censos de 1930 y 1940	10
4.- Evolución de la posición relativa de las provincias españolas en 1936 y 1938, según su nivel de supervivencia (orden ascendente) y el % de variación entre ambas fechas	17
5.- Diferencia entre la evolución anual de los niveles de supervivencia expresado en niveles de la tabla de mortalidad tipo Sur entre los grupos de duración 21-25 y 6-10 años de matrimonio, y entre éste último y el grupo 0-5	19
6.- Evolución media anual de los niveles de supervivencia (tablas tipo sur) de las provincias españolas entre los períodos 1927,7-1936,2 (columna izquierda) y entre 1936,2-1938,6 (columna central), y diferencia entre ambas	20
7.- Comparación de los niveles de supervivencia observados y esperados (sin Guerra civil) en 1938,6 teniendo en cuenta la evolución anual observada entre 1927,7 y 1936,2	23

**LA MORTALIDAD DURANTE LA INFANCIA EN LA GUERRA CIVIL:
IMPACTO TERRITORIAL ESTIMADO A PARTIR DEL CENSO DE 1940**

Fernando GIL ALONSO¹
fgil@ced.uab.es

Albert GARCÍA SOLER²
agarcia@ced.uab.es

1.- Las carencias del Movimiento Natural de la Población como fuente demográfica en caso de conflicto

El principal obstáculo con el que nos topamos para llevar a cabo un análisis de las repercusiones de la Guerra Civil española sobre la mortalidad -en este caso sobre la mortalidad en la infancia- es la fiabilidad de las fuentes. El registro de defunciones, publicado en el Movimiento Natural de la Población (MNP), difícilmente puede ajustarse a la realidad en un contexto bélico. En tales circunstancias, es razonable esperar tanto un elevado nivel de subregistro de las defunciones -y de los nacimientos- como un atraso en el calendario de la inscripción de ambos. Usar datos provenientes del MNP referidos a un contexto bélico implica, necesariamente, un ejercicio de crítica en profundidad de la fuente utilizada. Si centramos nuestra atención, como es el caso, en la mortalidad en las edades más jóvenes, considerar algunos aspectos nos puede ser útil. Por ejemplo, hemos de tener en cuenta que los más jóvenes son, en principio, los más vulnerables al deterioro de las condiciones de vida. En efecto, la mortalidad en la infancia está más influenciada por el deterioro de los condicionantes socioeconómicos que la de otros grupos de edad. Asimismo, un análisis de los efectos coyunturales del conflicto armado sobre la mortalidad implica conocer el calendario, la localización y la intensidad de las hostilidades, para

¹ Investigador Juan de la Cierva, en el CED.

² DEA en Demografía-UAB (2006). Está realizando su Tesis Doctoral en el CED.

intentar evaluar sus consecuencias directas. Por otra parte, no se puede obviar las repercusiones de la guerra sobre las estructuras sociales, la acumulación de sus efectos a lo largo del conflicto y el impacto de éstas en la evolución de los factores de riesgo en función de las características sociodemográficas de los objetos de estudio, sean éstos individuos o territorios³.

Teniendo en cuenta la comparación entre la evolución relativa de la tasa bruta de mortalidad (TBM) y la de la tasa de mortalidad infantil (TMI) entre 1935 y los años sucesivos hasta 1941, se puede interpretar que los efectos de la guerra se manifestaron más tarde en la mortalidad infantil que en la general (Gómez Redondo, 1992: 96). A partir de 1939 el incremento de la mortalidad es superior para los menores de un año que para el conjunto de la población. En cambio, entre 1936 y 1938 la relación era la inversa. El hecho de que el cambio de tendencia coincida con el año en que finalizó la guerra se podría interpretar como una consecuencia del mayor atraso en el registro de la mortalidad infantil respecto a la de la población en general. También se debería tener en cuenta que un desfase en el calendario de registro de los nacimientos puede distorsionar el cálculo de las tasas de mortalidad de las generaciones nacidas durante la guerra.

Veamos algunos datos: 1939 fue el año de la Guerra Civil en que se registró una tasa de mortalidad infantil (TMI) más alta (Gómez Redondo, 1992: 87), a pesar de que las hostilidades sólo se mantuvieron ese año apenas tres meses. Varias pudieron ser las causas. Los efectos acumulados de la guerra pudieron haber deteriorado los niveles de organización social, factor de riesgo ante el cual la variable edad es significativa, siendo los más jóvenes, lógicamente, los más vulnerables. Este incremento de la mortalidad infantil podría ser, también, una consecuencia del recrudecimiento de las hostilidades en la última fase de la guerra. Pero esta sobremortalidad infantil pudo deberse, por último, a un efecto estadístico causado por el subregistro de la mortalidad infantil en los años anteriores, seguido por una inscripción retardada de dichas defunciones tras la conclusión del conflicto bélico.

Por otra parte, la importante reducción de la TMI que se produjo en 1940 podría ser atribuida al cese de las hostilidades. Pero se ha de tener en cuenta también que muchos de los nacimientos de 1938 y 1939 pudieron ser inscritos en 1940 (lo que aumentaría el

³ El capítulo V.2 de la obra de Gómez Redondo (1992: 86-100), que versa sobre los efectos de la Guerra Civil española de 1936-1939 en la mortalidad infantil, proporciona algunos elementos de reflexión sobre las deficiencias del MNP como fuente de registro de la mortalidad en caso de conflicto bélico.

denominador y reduciría por tanto la magnitud de la TMI), de la misma manera que muchas defunciones acaecidas en años anteriores pudieron acabar por registrarse en 1941, causando un importante incremento de la mortalidad infantil (Díez Nicolás, 1981: 30-31; 1985). En efecto, la tasa de mortalidad española de 1941 recoge en su numerador el mayor número de defunciones en el primer año de vida en dos décadas, superior incluso a las de los años en que discurre la guerra (Gómez Redondo, 1992: 92-93). El deterioro sostenido de las condiciones de vida, provocado por la guerra y continuado en la dura posguerra, puede explicar este hecho, así como la contribución de una coyuntura especialmente negativa. En concreto, la coincidencia en dicho año de una gripe particularmente virulenta y de una cosecha especialmente mala en un contexto de posguerra ya de por sí bastante difícil (de Miguel, 1973: 237). Pero parece misión imposible el diferenciar el efecto de las causas reales de incremento de las defunciones de menores de un año, de las distorsiones provocada por el registro diferido de éstas. Las dificultades explicativas resultantes de los problemas que presentan las fuentes de registro en el período que nos ocupa son, por lo tanto, evidentes.

Estos antecedentes abren interrogantes que no hacen más que incrementar nuestras dudas sobre la fiabilidad del MNP como fuente para el análisis de la mortalidad en la infancia durante la Guerra Civil, lo que nos ha conducido a la búsqueda de fuentes alternativas.

2.- Las estimaciones indirectas de la mortalidad en la infancia a partir de datos censales retrospectivos como alternativa: metodología

Lo que aquí se propone como fuente alternativa es la utilización de las preguntas retrospectivas sobre fecundidad -número de hijos nacidos vivos, y número de éstos todavía con vida, o ya fallecidos en la fecha censal- realizadas en los censos de 1930 y 1940 a las mujeres casadas al menos una vez⁴, para llevar a cabo estimaciones de los niveles de supervivencia en la infancia de sus descendientes.

⁴ En los censos de 1930 y 1940 estas preguntas se efectuaron sólo a las mujeres casadas o viudas, es decir, que se habían casado al menos una vez, que fueron clasificadas según su edad y según los años transcurridos desde la fecha del matrimonio (clasificación usada en este trabajo, que analiza a las mujeres casadas durante los veinticinco años anteriores a dichas fechas censales). Las mujeres solteras no fueron interrogadas respecto a su posible fecundidad, lo cual significa un cierto subregistro de este fenómeno, si bien en cierto que en la España de la época el porcentaje de hijos nacidos vivos de madre no casada era realmente bajo (Gil Alonso, 2005).

En efecto, las proporciones de hijos nacidos vivos que han fallecido (o que han sobrevivido, porcentaje que es complementario del anterior) entre el momento del nacimiento y la fecha censal, recogidas por las preguntas retrospectivas, permiten obtener buenas estimaciones de la mortalidad durante la infancia en países con datos deficientes, a partir de un procedimiento ideado por el gran demógrafo William Brass (1964, 1985) y desarrollado y diversificado por otros autores posteriores hasta crear una familia de métodos de estimación indirecta de la mortalidad en los primeros años de vida que se recogen en el Manual de Naciones Unidas (1986: 78-103). La idea de partida es sencilla: para cualquier grupo de mujeres, el tiempo transcurrido entre el nacimiento de sus hijos y el momento en que se recogen los datos al respecto (fecha censal), es el tiempo de exposición de éstos al riesgo de morir. En consecuencia, disponer de las proporciones de hijos fallecidos por grupos quinquenales de edad de la madre, o de duración del matrimonio⁵, nos permite derivar estimaciones de la probabilidad de morir entre el momento del nacimiento y diversas edades, tal como explica detalladamente García Soler (2006) en un trabajo precedente y se muestra resumidamente a continuación.

Partiendo de $D(i)$, donde D es la proporción de hijos muertos respecto al total de los nacidos vivos declarados por las mujeres clasificadas según (i) , es decir la edad o la duración del matrimonio, Brass desarrolló un procedimiento para estimar $q(x)$, la probabilidad de morir de los hijos entre el momento del nacimiento y una edad exacta x (o su complementaria, la probabilidad de sobrevivir hasta la edad x : $l(x) = 1 - q(x)$). Para ello calculó un conjunto de multiplicadores⁶, $k(i)$, para convertir los valores observados, $D(i)$, en estimaciones de $q(x)$, de manera que se diera:

$$q(x) = k(i) D(i)$$

El multiplicador $k(i)$ refleja la influencia de factores independientes sobre $D(i)$. Es decir, la relación que se establece entre la edad de la madre, o la duración de su matrimonio, y las

⁵ En países en desarrollo o en sociedades en vías de modernización (el caso de España en el período que nos ocupa) las mujeres tendían a ser más exactas al contabilizar los años de matrimonio que su propia edad, razón por la cual es preferible utilizar el procedimiento basado en los datos clasificados por la duración, a menos que las uniones consensuales sean frecuentes, que no es el caso de nuestro país durante el período estudiado.

⁶ Los multiplicadores $k(i)$ se calculan mediante una ecuación que utiliza las proporciones entre la paridez de las mujeres pertenecientes a los tres primeros grupos de duración y una serie de coeficientes. Existen cuatro juegos de coeficientes en función de los cuatro modelos (norte, sur, este y oeste) de las tablas tipo de mortalidad de Coale y Demeny. En este trabajo se ha utilizado el modelo sur para el conjunto de España y para todas sus provincias (García Soler, 2006: 26).

probabilidades de sobrevivir de sus hijos. A partir del método para calcular los multiplicadores $k(i)$ ideado por Brass, T.J. Trussell (1975) estimó otra serie de multiplicadores utilizando datos procedentes de los patrones modelo de fecundidad desarrollados por A.J. Coale y él mismo (1974). La versión perfeccionada de Trussell, denominada como Método 1 en el trabajo de García Soler (2006: 25-31), ha sido la que se ha aplicado en este trabajo.

Este método permite obtener estimaciones de supervivencia para el periodo anterior a la fecha censal, o más concretamente para una serie de fechas de referencia previas, porque se puede demostrar empíricamente (Coale y Trussell, 1977) que la mortalidad de los hijos de las mujeres del grupo de duración de matrimonio (i) es igual al valor correspondiente a un periodo que precede exactamente $t(x)$ años al momento censal, en un contexto de mortalidad variable, obteniéndose el valor exacto de $t(x)$ de una fórmula que relaciona la paridez de las mujeres de los tres primeros grupos de duración (García Soler, 2006: 27). Por lo tanto, se puede obtener una fecha de referencia $t(x)$ a partir de cada grupo de duración del matrimonio.

En este trabajo se han utilizado cinco grupos de duración del matrimonio de intervalos quinquenales siguiendo las agregaciones utilizadas por los censos: desde el 0 a 5 años⁷ de casada, hasta el 20-24⁸. La Tabla 1 muestra que a cada grupo de mujeres no solteras procedente de los censos de 1930 y 1940, agrupadas en función de la duración de su matrimonio, le corresponde una edad media estimada de supervivencia de los hijos, $l(x)$ - con edades que fluctúan entre los 2 años (grupo de duración 0-5 años) y los 15 años (grupo de duración 21-25) - y un período de referencia concreto, $t(x)$.

La última columna de la Tabla 1 muestra el nivel de supervivencia correspondiente a los descendientes de cada grupo de duración, expresado en niveles exactos de las tablas tipo de mortalidad (modelo sur) de las familias de tablas de Coale y Demeny (1966), que son fáciles de calcular -con ayuda de la tabla correspondiente del Manual X (Naciones Unidas, 1986)- mediante una simple interpolación lineal a partir de los cocientes de mortalidad, $q(x)$, o sus complementarios, las probabilidades de supervivencia $l(x)$. Estos niveles

⁷ El grupo 0-5 años de matrimonio, en realidad de seis años, cobra sentido si tenemos en cuenta que un matrimonio recién constituido requiere, en principio, de un cierto tiempo para iniciar su período reproductivo.

⁸ Para evitar las posibles distorsiones de los resultados que los “fallos de memoria” puede provocar en las mujeres de más edad (Auriat, 1996; Brass, 1981), el análisis se ha centrado en los datos que se refieren a mujeres casadas durante los 25 años anteriores a la elaboración del censo.

equivalen y se podrían expresar en términos de esperanza de vida. A mayor nivel de la tabla de mortalidad sur, mayor supervivencia hasta la edad x y, por lo tanto, menor mortalidad.

Tabla 1.- Fechas de referencia, edad promedio de los hijos supervivientes, $l(x)$, y nivel de la tabla tipo de mortalidad de Coale y Demeny (modelo sur) correspondientes a los diferentes grupos de duración del matrimonio

Grupo de duración	Fecha	Censo	$l(x)$	Nivel tabla
21-25	1917,6	1930	$l(15)$	9,31
16-20	1920,9	1930	$l(10)$	11,56
11-15	1923,7	1930	$l(5)$	12,37
6-10	1926,4	1930	$l(3)$	13,36
0-5	1928,6	1930	$l(2)$	13,77
21-25	1927,7	1940	$l(15)$	12,71
20-16	1930,9	1940	$l(10)$	13,15
11-15	1933,6	1940	$l(5)$	13,82
6-10	1936,2	1940	$l(3)$	14,19
0-5	1938,6	1940	$l(2)$	12,5

Fuente: elaboración propia a partir de datos de los censos de 1930 y 1940.

El hecho de disponer de los datos agregados en grupos quinquenales en función de la fecha de las primeras nupcias de las madres y a nivel provincial, nos ha permitido calcular las fechas de referencia y la distribución territorial del fenómeno. El trabajo antes mencionado de García Soler (2006) reconstruyó la evolución de los niveles de supervivencia de los hijos de dichas mujeres entre mediados de 1917 y de 1938; aquí nos vamos a centrar en la mortalidad en la infancia existente en los años previos y en plena Guerra Civil, a partir de la información proporcionada por el censo de 1940.

3.- El Censo de 1940: validación de su calidad

El censo de 1940 ha generado dudas respecto a su calidad, dado el contexto histórico en el que tuvo lugar su realización. Sin embargo, parece razonable pensar que la información retrospectiva sobre fecundidad quedara relativamente resguardada de los choques experimentados por la población española en la Guerra Civil y la inmediata posguerra y que, por ejemplo, las fluctuaciones en el número de hijos nacidos vivos declarado por las mujeres no solteras fuera independiente de la mortalidad o de los desplazamientos masivos

de población causados por el conflicto bélico. Esta hipótesis ha quedado confirmada en nuestros trabajos anteriores, demostrándose la calidad tanto de los datos retrospectivos sobre fecundidad (Gil Alonso, 1998; 2005), como de las estimaciones sobre mortalidad precoz calculadas a partir de ellas (García Soler, 2006).

La Tabla 2 muestra, por ejemplo, los coeficientes de determinación obtenidos al comparar los datos provinciales de supervivencia correspondientes a grupos de duración consecutivos (por ejemplo, comparando los resultados provinciales de supervivencia de los hijos de las mujeres con 0 a 5 años de casada con los correspondientes al grupo 6-10) del censo de 1940 y, como patrón de muestra, los del censo de 1930, reputado por su elevada calidad (Gil Alonso, 2005).

Tabla 2.- Coeficientes de determinación obtenidos de comparar los datos provinciales de supervivencia procedentes de grupos de duración del matrimonio consecutivos. Censos de 1930 y de 1940

Grupos de duración		Censo de 1930	Censo de 1940	Censo de 1940 modificado*
0-5	6-10	0,860	0,614	0,780 ⁹
6-10	11-15	0,957	0,871	0,894 ¹⁰
11-15	16-20	0,970	0,931	0,931
16-20	21-25	0,914	0,902	0,947 ¹¹

Fuente: Elaboración propia a partir de los censos de 1930 y 1940.

* Nota: En la última columna figuran las R² resultantes de eliminar una provincia sin datos disponibles en el grupo 0-5 (Salamanca) y otras con valores especialmente excéntricos respecto a la recta de regresión (Málaga y Orense).

Los niveles de correlación obtenidos para los datos provinciales procedentes del censo de 1930 son muy satisfactorios, con coeficientes de determinación (R^2) entre 0,86 y 0,97. En comparación, el nivel de correlación obtenido con los datos procedentes del censo de 1940 es algo menor, pero igualmente satisfactorio y más si tenemos en cuenta que los datos sobre supervivencia obtenidos, para los diferentes grupos de duración, a partir de este censo han estado sometidos a las alteraciones que implicó Guerra Civil española (1936-1939). Las correlaciones obtenidas son más altas en los grupos de duración más antiguos,

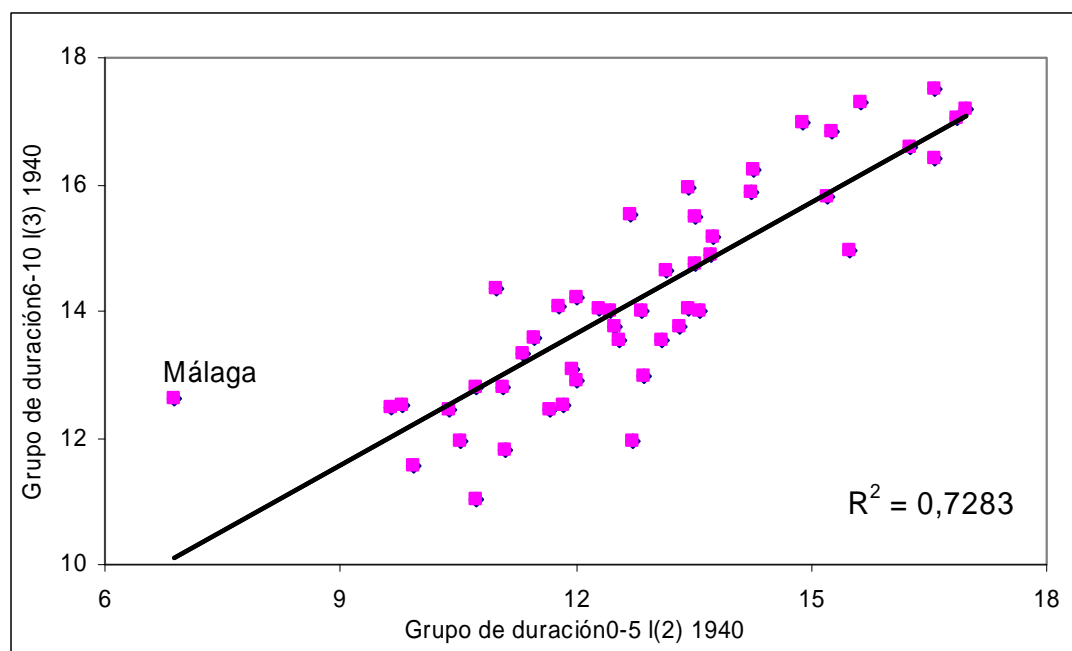
⁹ Excluyendo Málaga, además de a Salamanca, de la que no disponemos de datos para el censo de 1940.

¹⁰ Excluyendo Orense.

¹¹ Excluyendo Orense.

cuyos descendientes fueron afectados por el conflicto bélico a edades más altas, con mayores probabilidades de supervivencia. Menos satisfactoria es la correlación entre los grupos casados más recientemente, concretamente la correlación entre los grupos de duración 0-5 y 6-10 de 1940¹² ($R^2 = 0,614$), puesto que los descendientes de estas promociones de matrimonios se vieron afectados de lleno, en sus primeros años de vida, por la Guerra civil, que al castigar de manera desigual a los diferentes territorios del país disminuye el nivel de correlación obtenido. La repercusión de la guerra en los niveles de mortalidad de los descendientes de las mujeres que lo componen parece, pues, evidente. Este coeficiente de determinación aumenta a $R^2 = 0,728$ si excluimos la provincia de Salamanca (ver Figura 1), dado que para el censo de 1940 no disponemos de los datos correspondientes al grupo de duración 0-5 relativos a esta provincia.

Figura 1.- Correlación entre los niveles de supervivencia (tipo sur) de las provincias españolas correspondientes a los grupos de duración 0-5 y 6-10 del censo de 1940



Elaboración propia a partir de datos censales retrospectivos procedentes del censo de 1940.

¹² Además, en las cohortes casadas más recientemente, su fecundidad y mortalidad acumulada hasta la fecha censal son menores y están, por tanto, más sujetas a fluctuaciones aleatorias y más afectadas por las variaciones interprovinciales de la mortalidad en la infancia. Este efecto es especialmente importante a causa de la gran concentración de la mortalidad en los primeros años de vida que se daba en los países con un modelo mediterráneo de mortalidad, como es el caso de España.

Si a esta exclusión obligada añadimos la de los datos referidos a Málaga, claramente excéntricos, el nivel correlación mejora ostensiblemente ($R^2=0,780$). La provincia andaluza experimenta, en efecto, un descenso del nivel de supervivencia muy superior al resto de provincias entre ambos grupos de duración, tal como se evidencia en la figura 1. Y aunque se puede alegar que dicha provincia fue especialmente afectada por el conflicto bélico, sin embargo parece que este comportamiento singular puede atribuirse a un problema de calidad de los datos recogidos por el censo de 1940, por lo que parece justificado eliminarla a la hora de analizar el grado de correlación.

De la misma manera, si excluimos las provincias con datos que podríamos calificar como *outlayers* en los otros grupos de duración (Málaga de nuevo, así como Orense), obtenemos una apreciable mejora en los coeficientes de determinación obtenidos, como se puede apreciar en última columna de la tabla 2: las R^2 son similares a los del censo de 1930 e incluso superiores en los grupos de duración más antiguos, lo que evidencia la calidad del censo de 1940.

La consistencia de las fuentes y de la metodología utilizadas también se verifica al comparar entre sí, mediante un análisis de la correlación, los datos provinciales procedentes de los censos de 1930 y 1940 (García Soler, 2006, Anexos), así como al cotejar los datos de supervivencia en la infancia obtenidos a partir de la información censal retrospectiva con las tasas de mortalidad infantil calculadas por otros autores a partir de los datos de registro (Arbelo, 1962; Gómez Redondo, 1992). Comprobada pues la fiabilidad de la información utilizada, veamos cuál fue el impacto territorial sobre la mortalidad en la infancia causado por la Guerra Civil.

4.- Resultados

4.1.- Un primer análisis del impacto bélico: comparación de los censos de 1930 y de 1940

La comparación de las series equivalentes surgidas de ambos censos muestra hasta qué punto se produjo una ruptura en la trayectoria de la evolución de la mortalidad en los años anteriores a la guerra. La tabla 3 muestra las correlaciones entre los niveles de supervivencia provinciales correspondientes a los descendientes de los mismos grupos de duración de matrimonio de los censos de 1930 y 1940.

Tabla 3.- Correlaciones entre los niveles de supervivencia estimados a partir de datos censales de las provincias españolas correspondientes a grupos de duración del matrimonio equivalentes de los censos de 1930 y 1940

Grupo de duración del matrimonio	Coefficiente de determinación R^2
21-25	0,752
16-20	0,799
11-15	0,776
6-10	0,782
0-5	0,526 ¹³

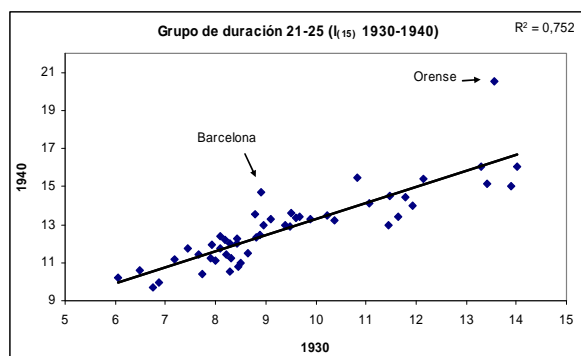
Fuente: Elaboración propia a partir de los censos de 1930 y 1940.

La tabla compara los niveles de supervivencia de las provincias españolas para promociones de matrimonio con la misma duración, separadas por un periodo de diez años. Para los cuatro grupos más antiguos de cada censo, los coeficientes de determinación resultantes son muy parecidos, ligeramente inferiores a $R^2=0,80$. Los podemos calificar de satisfactorios, pues muestran un elevado grado de consistencia territorial, tal como reflejan los cuatro primeros gráficos de dispersión incluidos en la figura 2, que muestran el respectivo nivel de correlación (R^2), así como las modificaciones que cada coeficiente de determinación sufriría si se excluyeran los datos de las provincias que muestran resultados más excéntricos (y por lo tanto más dudosos).

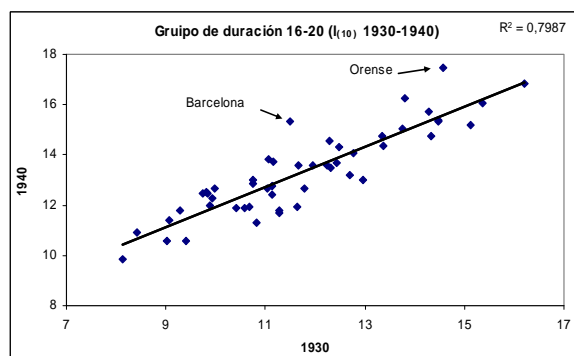
De hecho, si se eliminan provincias como Orense o Barcelona, que muestran las mayores variaciones entre ambos censos (en concreto, niveles de supervivencia excesivamente altos en 1940 en relación a los registrados en 1930), los coeficientes de correlación asumen valores superiores a 0,8. En efecto, los gráficos correspondientes de la figura 2 muestran a la mayoría de las provincias alineadas en torno a la recta de regresión, provincias que a su vez suelen tener niveles de supervivencia más altos en 1940 que en 1930, pese al impacto de la Guerra Civil, gracias al gran descenso de la mortalidad en la infancia durante los años 30.

¹³ No incluye los datos de Salamanca ni Málaga. Por no disponerse de los datos referidos al censo de 1940 para la primera y por ser excesivamente excéntricos los referidos a la segunda para el mismo censo. Si tenemos en cuenta los datos referidos a la provincia andaluza, el coeficiente de determinación desciende hasta $R^2 = 0,3593$.

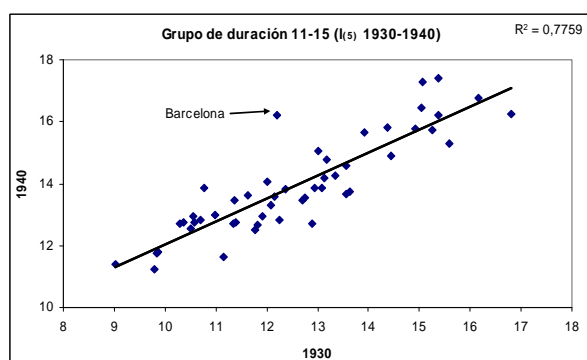
Figura 2.- Correlaciones entre los niveles de supervivencia de los descendientes de los grupos de duración equivalentes del censo de 1930 y de 1940



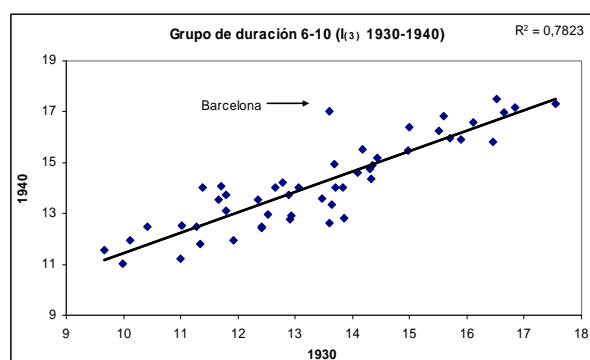
Sin Orense: 0,7894
Sin Barcelona: 0,7768
Sin Barcelona ni Orense: 0,8297



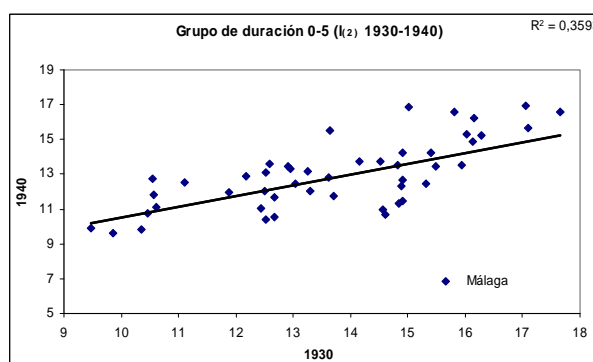
Sin Barcelona: 0,8285
Sin Orense: 0,8011
Sin Barcelona ni Orense: 0,836



Sin Barcelona: 0,7771



Sin Barcelona: 0,8219



Sin Málaga: 0,5257

La excepción es la que se refiere al último gráfico de dispersión, correspondiente al grupo de duración relativo a los matrimonios más recientes (0-5 años de matrimonio), cuya correlación es sensiblemente inferior al resto ($R^2 = 0,3593$ sin Salamanca, que sube hasta 0,526 si también se elimina Málaga, de comportamiento excesivamente excéntrico pues muestra un fortísimo incremento de la mortalidad entre ambos censos). El último gráfico de la figura 2, referido a este grupo de duración, muestra como el grado de dispersión en torno a la recta de regresión aumenta significativamente, lo que implica una mayor variación en los niveles de mortalidad provinciales declarados en 1940 comparados con los recogidos 10 años antes. Un cambio tan abrupto en la distribución geográfica de la mortalidad ha de estar, necesariamente, muy vinculado a los efectos diferenciales que la Guerra Civil tuvo sobre la mortalidad en la infancia a escala provincial.

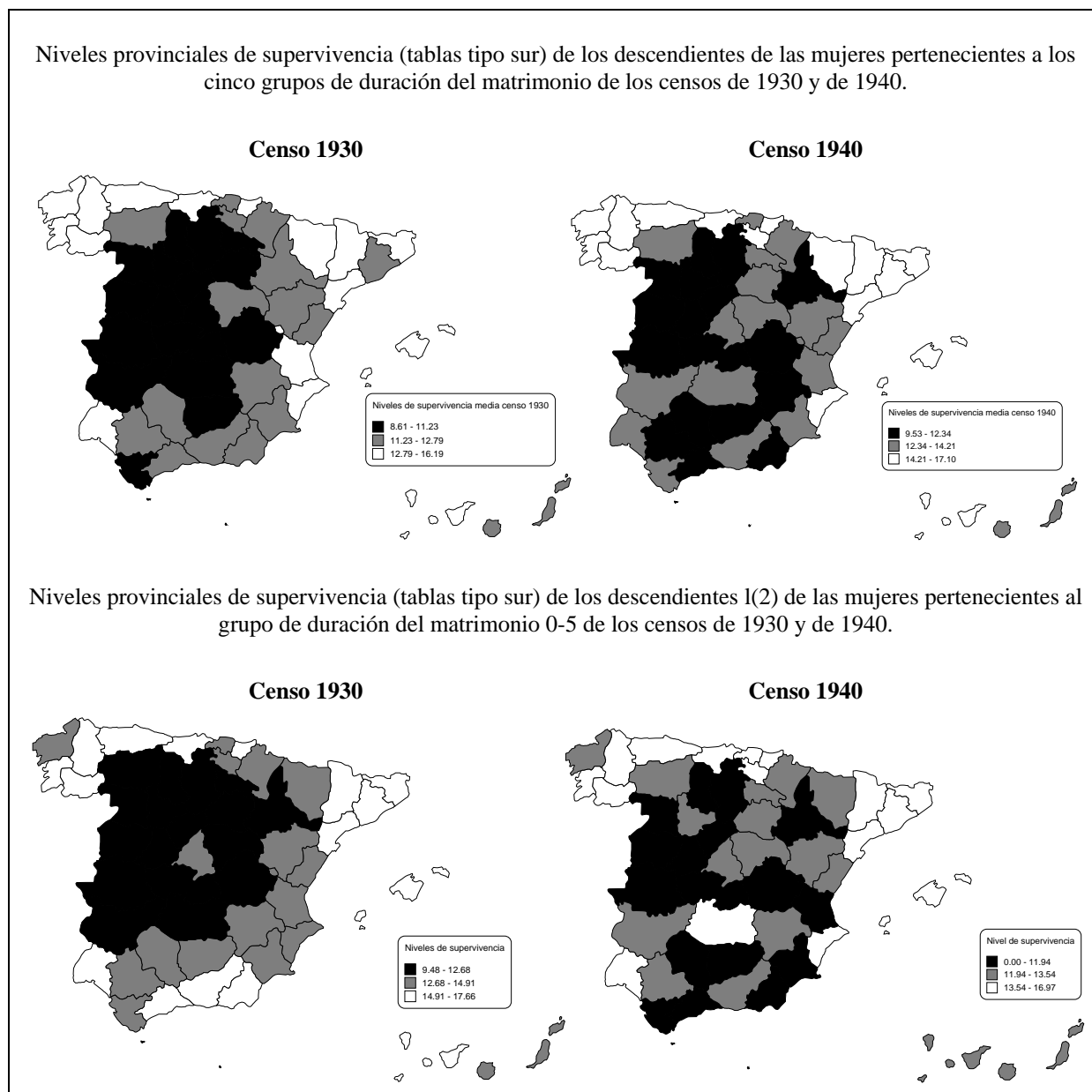
Dichos cambios en las pautas territoriales de mortalidad en la infancia a consecuencia de la Guerra Civil también se reflejan en los mapas que componen la figura 3, donde se comparan los niveles provinciales de supervivencia obtenidos a partir del conjunto de los cinco grupos de duración de matrimonio de 1930 y 1940 (mapas superiores), y a partir del grupo de duración 0-5 de ambos censos (mapas inferiores).

Los dos mapas superiores muestran una gran coherencia, con mayores niveles de supervivencia en las provincias del litoral cantábrico y mediterráneo, y mayor mortalidad en el interior peninsular (sólo las provincias andaluzas parecen mostrar un empeoramiento relativo de sus niveles de mortalidad en la infancia en la década que transcurre entre ambos censos), pautas ya explicadas en el trabajo de García Soler (2006) y que confirman los resultados sobre los patrones territoriales de mortalidad expuestos por otros autores (Arbelo, 1962; Gómez Redondo, 1992). Por el contrario, los dos mapas inferiores –que recogen el impacto de la mortalidad sobre los hijos de los matrimonios más recientes, que tenían dos años de edad en promedio– muestran mayores cambios producto, sin duda, del desigual impacto en el territorio que supuso el conflicto bélico. Ello parece demostrar que la Guerra Civil afectó básicamente a las probabilidades de supervivencia de los hijos más pequeños, de mujeres casadas recientemente (0-5 años de matrimonio), y que tuvo un impacto territorial muy diverso.

Se observa en efecto como el mapa con los niveles de supervivencia de los descendientes de las mujeres casadas entre 0 y 5 años antes de 1930 muestra unos patrones territoriales bien definidos, de nuevo con una clara dicotomía de mortalidad en la infancia entre las provincias litorales, de mayor supervivencia, y las interiores, con mayores niveles de

mortalidad. Estos patrones están sin embargo más difuminados en los datos correspondientes al censo de 1940, pues aparecen provincias litorales con alta mortalidad (especialmente en Andalucía, así como las provincias de Valencia y Murcia) y otras interiores con niveles de supervivencia relativamente mejorados

Figura 3.- Distribución provincial de los niveles de supervivencia en la infancia del conjunto de las mujeres de los cinco grupos de duración del censo de 1940, y al grupo de duración 0-5



Fuente: Elaboración propia a partir de los censos de 1930 y 1940.

4.2.- Estimación del impacto de la Guerra Civil sobre los niveles prebélicos de supervivencia en la infancia

Demostrada la existencia de un efecto diferencial de la guerra sobre la mortalidad en la infancia, intentemos estimar su impacto provincial. Para ello retomaremos el último mapa de la figura 3, que es el primero de la figura 4, donde se muestra la distribución provincial de los niveles de supervivencia de los descendientes de las mujeres agrupados en los cinco grupos de duración del matrimonio del censo de 1940, empezando por el grupo 0-5, con fecha de referencia a mediados de 1938 y cuya mortalidad se refieren en promedio a hijos de 2 años de edad, y acabando por el grupo 21-25 años de matrimonio, cuya mortalidad en la infancia se puede referenciar a mediados de 1927 y corresponde, en promedio, a hijos de 15 años de edad.

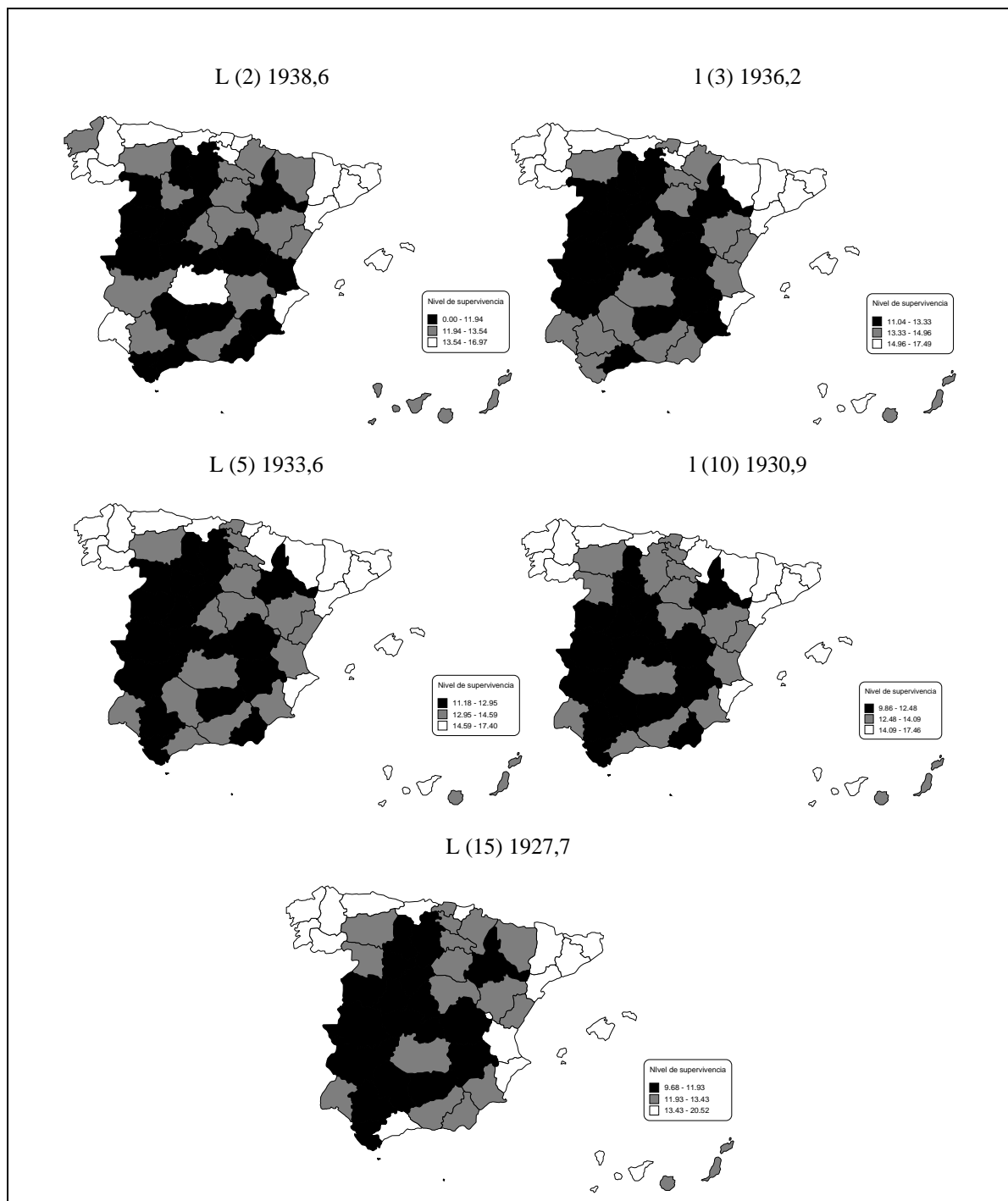
El primer mapa, por lo tanto, muestra la situación de la mortalidad en la infancia existente en plena Guerra civil. Respecto al mapa siguiente, referido a principios de 1936 (antes del inicio de la guerra), y los inferiores, correspondientes a promociones de matrimonios más antiguas, además de un cierto cambio en las pautas geográficas de mortalidad en la infancia, ya mencionado y que analizaremos en profundidad después, se produce un empeoramiento generalizado de los niveles de supervivencia en prácticamente todas las provincias. Las que presentan peores niveles de supervivencia -el tercio de provincias de color más oscuro- pasan de un nivel de tabla tipo (modelo sur) entre 11 y 13,3 en 1936 a un nivel inferior a 11,9 (no disponemos de datos para Salamanca para el grupo de duración 0-5) en 1938. Las de mortalidad intermedia (tercio de color gris) pasan de 13,3-15 a 11,9-13,5 y las que presentan mejores niveles de supervivencia (tercio de color blanco) pasan de niveles entre 15 y 17,5 a otros entre 13,5 y 17.

La Tabla 4, que compara los datos provinciales de supervivencia (niveles de las tablas tipo de Coale y Demeny, modelo sur) de los hijos de las mujeres con duración de matrimonio de 6-10 y 0-5 años en 1940¹⁴, referenciados respectivamente a los años exactos 1936,2 y 1938,6, muestra la variación de los niveles de supervivencia de los descendientes de ambas

¹⁴ Todos los hijos de las mujeres de estos dos grupos de duración del matrimonio (estamos hablando de los enlaces nupciales que se dieron en cada uno de los quinquenios de la década 1930) sufrieron los efectos del conflicto armado. Pero este afectó mucho más de lleno a los descendientes de los matrimonios más recientes. Prácticamente la totalidad de los hijos de los matrimonios celebrados entre 1935 y 1940 vivieron sus primeros años de vida en situación de guerra, o en los primeros momentos de la posguerra. En cambio, buena parte de los hijos de los matrimonios del quinquenio anterior ya habían alcanzado, en promedio, los tres años de vida antes de iniciarse la conflagración armada.

cohortes de matrimonios y, en consecuencia, la desigual incidencia de la Guerra Civil española en las diferentes provincias españolas.

Figura 4.- Distribución geográfica de los niveles de supervivencia de los descendientes de las mujeres agrupadas en función del grupo de duración del matrimonio al que pertenecen (Censo 1940)



Fuente: Elaboración propia a partir del censo de 1940.

Como primer resultado aparente, no parece haber una clara relación entre el nivel de mortalidad provincial existente antes de la guerra y la variación experimentada como consecuencia de ésta. Por si solo esto ya es significativo, pues supone romper con las pautas provinciales de mortalidad existentes anteriormente, que diferenciaban claramente las provincias litorales -en situación ventajosa- de las situadas en el interior. En efecto, observando sólo aquellas provincias que cambian de tercio de la clasificación por orden de niveles de supervivencia, podemos ver cómo, en un contexto de disminución generalizada de la supervivencia en la infancia, Valencia, Cádiz, Almería y Córdoba pasan a situarse en 1938 entre el tercio de provincias con mayores niveles de mortalidad, sustituyendo a Albacete, Badajoz, Guadalajara y Valladolid, que mejoran su posición relativa. Otra provincia interior, como Ciudad Real, también mejora de posición y pasa a situarse entre el tercio de provincias mejor situadas en 1938, como también lo hacen dos provincias litorales como Huelva y Vizcaya.

La tabla 4 también muestra que, entre 1936,2 y 1938,6, Málaga y Valencia fueron las dos provincias más negativamente afectadas en la evolución de la mortalidad precoz por la Guerra civil, según los datos censales retrospectivos. Otras provincias litorales como Cádiz, Murcia, Tenerife o Almería también se vieron fuertemente perjudicadas, junto a otras interiores como Ávila, Zamora, Huesca o Toledo. En el otro extremo, las menos afectadas fueron provincias del interior como Valladolid, Álava y Guadalajara, seguidas por otras litorales como Santander, Barcelona, Gerona y Guipúzcoa.

El impacto geográfico de la Guerra Civil sobre la mortalidad de los más jóvenes no parece señalar, aparentemente, patrones excesivamente claros ni son territorialmente homogéneos, debido al desigual impacto de la guerra en las diferentes provincias, pero sí que permiten decir que el conflicto bélico rompió en parte con la estabilidad de las pautas geográficas centro / periferia que caracterizaban a la mortalidad en la infancia en las décadas anteriores, como mostraban los datos procedentes del censo de 1930 y los de 1940 correspondientes a fechas de referencia anteriores a la guerra.

Tabla 4.- Evolución de la posición relativa de las provincias españolas en 1936 y 1938, según su nivel de supervivencia (orden ascendente) y el % de variación entre ambas fechas

1936,2		1938,6		Variación en %	
Palencia	11,04	Málaga	6,88	Málaga	-83,43
Cáceres	11,55	Ávila	9,65	Valencia	-30,69
Burgos	11,80	Zamora	9,80	Ávila	-29,54
Jaén	11,93	Cáceres	9,93	Zamora	-27,70
Valladolid	11,94	Toledo	10,38	Huesca	-22,20
Toledo	12,44	Jaén	10,54	Toledo	-19,87
Cuenca	12,46	Murcia	10,72	Cádiz	-19,67
Ávila	12,50	Palencia	10,74	Murcia	-19,46
Segovia	12,50	Valencia	10,98	Santa Cruz de Tenerife	-18,68
Zamora	12,51	Zaragoza	11,06	Almería	-18,54
Málaga	12,62	Burgos	11,11	León	-18,45
Zaragoza	12,78	Córdoba	11,33	Córdoba	-17,68
Murcia	12,80	Almería	11,46	Cáceres	-16,22
Albacete	12,90	Cuenca	11,68	Zaragoza	-15,52
Guadalajara	12,98	Cádiz	11,77	La Coruña	-14,32
Badajoz	13,09	Segovia	11,83	Sevilla	-14,02
Córdoba	13,33	Badajoz	11,94	Lugo	-13,86
Soria	13,54	León	12,00	Pontevedra	-13,72
Logroño	13,55	Albacete	12,01	Jaén	-13,18
Almería	13,59	Sevilla	12,30	Granada	-12,52
Teruel	13,74	Granada	12,45	Orense	-11,50
Madrid	13,74	Teruel	12,49	Navarra	-11,22
Ciudad Real	14,01	Soria	12,55	Baleares	-10,73
Castellón de la Plana	14,01	Huesca	12,70	Alicante	-10,24
Granada	14,01	Valladolid	12,73	Oviedo	-10,14
Las Palmas	14,02	Castellón de la Plana	12,84	Teruel	-9,96
Sevilla	14,03	Guadalajara	12,87	Badajoz	-9,57
Cádiz	14,09	Logroño	13,09	Castellón de la Plana	-9,11
León	14,21	Navarra	13,15	Huelva	-8,93
Valencia	14,35	Madrid	13,34	Vizcaya	-8,47
Navarra	14,62	Las Palmas	13,43	Soria	-7,84
Huelva	14,75	Santa Cruz de Tenerife	13,44	Albacete	-7,47
Vizcaya	14,89	La Coruña	13,53	Cuenca	-6,63
Álava	14,96	Huelva	13,54	Burgos	-6,19
Alicante	15,17	Ciudad Real	13,59	Segovia	-5,66
La Coruña	15,47	Vizcaya	13,73	Tarragona	-5,46
Huesca	15,52	Alicante	13,76	Las Palmas	-4,44
Lérida	15,82	Orense	14,25	Lérida	-3,98
Orense	15,88	Pontevedra	14,27	Logroño	-3,48
Santa Cruz de Tenerife	15,96	Lugo	14,91	Madrid	-3,06
Pontevedra	16,23	Lérida	15,21	Ciudad Real	-3,04
Santander	16,40	Oviedo	15,27	Palencia	-2,84
Guipuzcua	16,59	Álava	15,50	Guipuzcua	-2,07
Oviedo	16,82	Baleares	15,63	Gerona	-1,18
Lugo	16,97	Guipuzcua	16,25	Barcelona	-1,01
Barcelona	17,04	Santander	16,56	Guadalajara	-0,85
Gerona	17,17	Tarragona	16,59	Santander	0,98
Baleares	17,31	Barcelona	16,87	Álava	3,48
Tarragona	17,49	Gerona	16,97	Valladolid	6,18

Fuente: elaboración propia a partir de datos del censo de 1940.

Nota: no existen datos para la provincia de Salamanca.

En 1938 las provincias del interior peninsular ya no se sitúan indefectiblemente entre las más afectadas por este tipo de mortalidad y algunas de ellas incluso mejoran su posición relativa. Lo contrario pasa con ciertas provincias litorales. La región más afectada por el conflicto bélico en términos de empeoramiento de la supervivencia en la infancia fue Andalucía, especialmente Málaga, Cádiz, Almería y Córdoba. Se puede decir, por tanto, que la Guerra Civil contribuyó al empeoramiento relativo de la mortalidad precoz en la España meridional y secundariamente en otras zonas periféricas.

4.3.- La guerra como ruptura de las tendencias históricas de caída de la mortalidad en la infancia: diferencias provinciales

Al ejercicio anterior se le puede objetar que sólo tiene en cuenta el nivel de supervivencia existente justamente antes del estallido del conflicto bélico y no la evolución que este indicador mostraba en los años precedentes, es decir, la tendencia hacia una mayor o menor reducción de la mortalidad precoz. En efecto, para poder evaluar el verdadero impacto de la Guerra Civil en la evolución de los niveles de supervivencia en la infancia de las distintas provincias, deberíamos tener en cuenta cuál era la evolución de este indicador en los años previos al conflicto. Para ello se ha elaborado un indicador¹⁵ (tabla 5) a partir del censo de 1940, que compara la evolución media anual de los niveles de supervivencia entre los años 1927,7 (grupo de duración 21-25) y 1936,2 (grupo de duración 6-10) y entre este último año y 1938,6 (grupo de duración 0-5).

La última columna de la tabla 5 es el resultado de la diferencia entre las dos columnas anteriores, lo que nos permite obtener un indicador anualizado del impacto del conflicto bélico sobre los niveles de supervivencia en la infancia para cada provincia, en relación a las tendencias existentes en la evolución de la mortalidad precoz antes del estallido de la guerra, y no sólo en relación a una única fecha.

¹⁵ Este indicador se ha calculado de la siguiente manera: en primer lugar se ha tomado el nivel de supervivencia correspondiente al grupo de duración del matrimonio 21-25 y luego el correspondiente al grupo 6-10, se ha restado el segundo menos el primero y se ha dividido por el número de años transcurridos entre las fechas de referencia 1927,7 y 1936,2. De esta manera se obtiene el crecimiento anual medio, medido en aumento de niveles de supervivencia de las tablas tipo de Coale y Demeny (nivel Sur), de cada provincia para el periodo anterior al inicio de la Guerra Civil, caracterizado por un fuerte aumento de la supervivencia o, lo que es lo mismo, una fuerte reducción de la mortalidad en la infancia. A continuación se realiza el mismo proceso entre los grupos de duración 6-10 y 0-5, y se obtiene así la variación media anual de los niveles de supervivencia entre 1936,2 y 1938,6, como consecuencia de la Guerra Civil.

Tabla 5.- Diferencia entre la evolución anual de los niveles de supervivencia expresado en niveles de la tabla de mortalidad tipo Sur entre los grupos de duración 21-25 y 6-10 años de matrimonio, y entre éste último y el grupo 0-5

	1927,7	1936,2	1938,6	1927,7 / 1936,2	1936,2 / 1938,6	Diferencia
ALAVA	13,33	14,96	15,50	0,19	0,22	0,03
ALBACETE	10,98	12,90	12,01	0,23	-0,37	-0,60
ALICANTE	13,48	15,17	13,76	0,20	-0,59	-0,79
ALMERIA	11,99	13,59	11,46	0,19	-0,89	-1,07
AVILA	10,43	12,50	9,65	0,24	-1,19	-1,43
BADAJOS	11,74	13,09	11,94	0,16	-0,48	-0,63
BALEARS	16,04	17,31	15,63	0,15	-0,70	-0,85
BARCELONA	14,68	17,04	16,87	0,28	-0,07	-0,35
BURGOS	11,17	11,80	11,11	0,07	-0,29	-0,36
CACERES	9,68	11,55	9,93	0,22	-0,67	-0,89
CADIZ	11,43	14,09	11,77	0,31	-0,97	-1,28
CASTELLON DE LA PLANA	12,97	14,01	12,84	0,12	-0,49	-0,61
CIUDAD REAL	12,20	14,01	13,59	0,21	-0,17	-0,39
CORDOBA	11,47	13,33	11,33	0,22	-0,83	-1,05
LA CORUÑA	13,98	15,47	13,53	0,17	-0,81	-0,98
CUENCA	11,26	12,46	11,68	0,14	-0,32	-0,46
GERONA	14,49	17,17	16,97	0,32	-0,08	-0,40
GRANADA	12,44	14,01	12,45	0,18	-0,65	-0,83
GUADALAJARA	12,31	12,98	12,87	0,08	-0,05	-0,12
GUIPUZCOA	15,43	16,59	16,25	0,14	-0,14	-0,28
HUELVA	13,25	14,75	13,54	0,18	-0,50	-0,68
HUESCA	13,40	15,52	12,70	0,25	-1,17	-1,42
JAEN	9,95	11,93	10,54	0,23	-0,58	-0,81
LEON	12,91	14,21	12,00	0,15	-0,92	-1,08
LERIDA	13,43	15,82	15,21	0,28	-0,25	-0,53
LOGROÑO	11,93	13,55	13,09	0,19	-0,19	-0,38
LUGO	16,07	16,97	14,91	0,11	-0,86	-0,97
MADRID	11,74	13,74	13,34	0,24	-0,17	-0,41
MALAGA	13,54	12,62	6,88	-0,11	-2,39	-2,28
MURCIA	13,32	12,80	10,72	-0,06	-0,87	-0,81
NAVARRA	13,29	14,62	13,15	0,16	-0,61	-0,77
ORENSE	20,52	15,88	14,25	-0,55	-0,68	-0,14
OVIEDO	14,42	16,82	15,27	0,28	-0,64	-0,93
PALENCIA	10,24	11,04	10,74	0,09	-0,13	-0,22
LAS PALMAS	12,98	14,02	13,43	0,12	-0,25	-0,37
PONTEVEDRA	15,16	16,23	14,27	0,13	-0,82	-0,94
SALAMANCA	11,43	11,24	0,00	-0,02		
SANTA CRUZ DE TENERIFE	14,99	15,96	13,44	0,11	-1,05	-1,16
SANTANDER	14,10	16,40	16,56	0,27	0,07	-0,20
SEGOVIA	11,10	12,50	11,83	0,16	-0,28	-0,44
SEVILLA	10,81	14,03	12,30	0,38	-0,72	-1,10
SORIA	12,36	13,54	12,55	0,14	-0,41	-0,55
TARRAGONA	15,48	17,49	16,59	0,24	-0,38	-0,61
TERUEL	12,03	13,74	12,49	0,20	-0,52	-0,72
TOLEDO	10,53	12,44	10,38	0,22	-0,86	-1,08
VALENCIA	13,60	14,35	10,98	0,09	-1,40	-1,49
VALLADOLID	10,61	11,94	12,73	0,16	0,33	0,17
VIZCAYA	12,98	14,89	13,73	0,22	-0,48	-0,71
ZAMORA	12,29	12,51	9,80	0,03	-1,13	-1,16
ZARAGOZA	11,25	12,78	11,06	0,18	-0,72	-0,90

Fuente: Elaboración propia utilizando datos censales retrospectivos del censo de 1940.

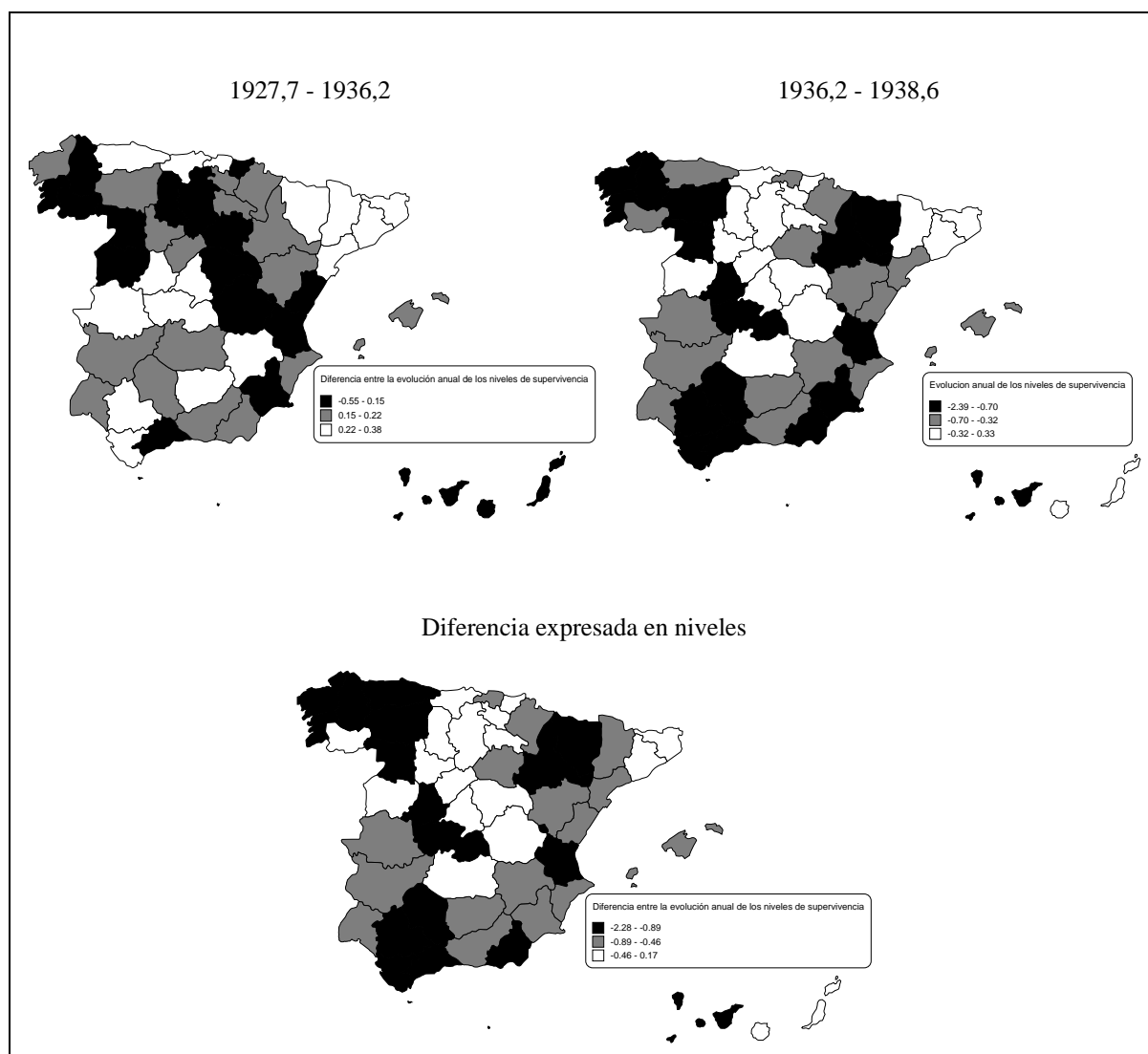
Estas tres últimas columnas se presentan, en orden ascendente de ganancia de supervivencia, en la tabla 6 i se han cartografiado en la figura 5.

Tabla 6.- Evolución media anual de los niveles de supervivencia (tablas tipo sur) de las provincias españolas entre los períodos 1927,7-1936,2 (columna izquierda) y entre 1936,2-1938,6 (columna central), y diferencia entre ambas. Orden ascendente

1927,7 / 1936,2		1936,2 / 1938,6		Diferencia	
ORENSE	-0,55	MÁLAGA	-2,39	MÁLAGA	-2,28
MÁLAGA	-0,11	VALENCIA	-1,40	VALENCIA	-1,49
MURCIA	-0,06	ÁVILA	-1,19	ÁVILA	-1,43
SALAMANCA	-0,02	HUESCA	-1,17	HUESCA	-1,42
ZAMORA	0,03	ZAMORA	-1,13	CÁDIZ	-1,28
BURGOS	0,07	SANTA CRUZ DE TENERIFE	-1,05	SANTA CRUZ DE TENERIFE	-1,16
GUADALAJARA	0,08	CÁDIZ	-0,97	ZAMORA	-1,16
VALENCIA	0,09	LEÓN	-0,92	SEVILLA	-1,10
PALENCIA	0,09	ALMERÍA	-0,89	TOLEDO	-1,08
LUGO	0,11	MURCIA	-0,87	LEÓN	-1,08
SANTA CRUZ DE TENERIFE	0,11	LUGO	-0,86	ALMERÍA	-1,07
CASTELLÓN DE LA PLANA	0,12	TOLEDO	-0,86	CÓRDOBA	-1,05
LAS PALMAS	0,12	CÓRDOBA	-0,83	LA CORUÑA	-0,98
PONTEVEDRA	0,13	PONTEVEDRA	-0,82	LUGO	-0,97
GUIPUZCOA	0,14	LA CORUÑA	-0,81	PONTEVEDRA	-0,94
SORIA	0,14	SEVILLA	-0,72	OVIEDO	-0,93
CUENCA	0,14	ZARAGOZA	-0,72	ZARAGOZA	-0,90
BALEARS	0,15	BALEARS	-0,70	CÁCERES	-0,89
LEÓN	0,15	ORENSE	-0,68	BALEARS	-0,85
NAVARRA	0,16	CÁCERES	-0,67	GRANADA	-0,83
VALLADOLID	0,16	GRANADA	-0,65	JÁEN	-0,81
BADAJOS	0,16	OVIEDO	-0,64	MURCIA	-0,81
SEGOVIA	0,16	NAVARRA	-0,61	ALICANTE	-0,79
LA CORUÑA	0,17	ALICANTE	-0,59	NAVARRA	-0,77
HUELVA	0,18	JÁEN	-0,58	TERUEL	-0,72
ZARAGOZA	0,18	TERUEL	-0,52	VIZCAYA	-0,71
GRANADA	0,18	HUELVA	-0,50	HUELVA	-0,68
ALMERÍA	0,19	CASTELLÓN DE LA PLANA	-0,49	BADAJOS	-0,63
LOGROÑO	0,19	VIZCAYA	-0,48	TARRAGONA	-0,61
ÁLAVA	0,19	BADAJOS	-0,48	CASTELLÓN DE LA PLANA	-0,61
ALICANTE	0,20	SORIA	-0,41	ALBACETE	-0,60
TERUEL	0,20	TARRAGONA	-0,38	SORIA	-0,55
CIUDAD REAL	0,21	ALBACETE	-0,37	LERIDA	-0,53
CÓRDOBA	0,22	CUENCA	-0,32	CUENCA	-0,46
CÁCERES	0,22	BURGOS	-0,29	SEGOVIA	-0,44
TOLEDO	0,22	SEGOVIA	-0,28	MADRID	-0,41
VIZCAYA	0,22	LERIDA	-0,25	GERONA	-0,40
ALBACETE	0,23	LAS PALMAS	-0,25	CIUDAD REAL	-0,39
JÁEN	0,23	LOGROÑO	-0,19	LOGROÑO	-0,38
MADRID	0,24	CIUDAD REAL	-0,17	LAS PALMAS	-0,37
TARRAGONA	0,24	MADRID	-0,17	BURGOS	-0,36
ÁVILA	0,24	GUIPUZCOA	-0,14	BARCELONA	-0,35
HUESCA	0,25	PALENCIA	-0,13	GUIPUZCOA	-0,28
SANTANDER	0,27	GERONA	-0,08	PALENCIA	-0,22
BARCELONA	0,28	BARCELONA	-0,07	SANTANDER	-0,20
LERIDA	0,28	GUADALAJARA	-0,05	ORENSE	-0,14
OVIEDO	0,28	SANTANDER	0,07	GUADALAJARA	-0,12
CÁDIZ	0,31	ÁLAVA	0,22	ÁLAVA	0,03
GERONA	0,32	VALLADOLID	0,33	VALLADOLID	0,17
SEVILLA	0,38	SALAMANCA		SALAMANCA	

Fuente: Elaboración propia utilizando datos censales retrospectivos del censo de 1940.

Figura 5.- Evolución media anual de los niveles de supervivencia (tablas tipo sur) de las provincias españolas entre los períodos 1927,7-1936,2 y entre 1936,2-1938,6, y diferencia entre ambas



Fuente: Elaboración propia utilizando datos censales retrospectivos del censo de 1930 y de 1940.

*Nota: No disponemos de los datos referidos a Salamanca para el grupo de duración del matrimonio más reciente (fecha de referencia 1938,6), por lo que no se ha podido calcular la evolución entre 1936,2 y 1938,6.

Se observa que Málaga, la provincia aparentemente más afectada por la Guerra Civil, ya mostraba unas pautas de menor ganancia de supervivencia en el periodo anterior al estallido del conflicto bélico, junto a Orense y Murcia. Tras Málaga, las provincias de Valencia, Ávila, Huesca y Cádiz fueron las más afectadas por el conflicto bélico, situándose Valladolid, Álava y Guadalajara en el caso opuesto. Estas tres columnas se han cartografiado en los tres mapas que comprenden la figura 5, del que destacaremos el último

por su carácter sumario. Éste muestra que las mayores ganancias relativas de supervivencia (o mejor dicho, las menores pérdidas de mortalidad) ocurridas durante el periodo bélico, en relación a las tendencias existentes anteriormente, ocurrieron en una amplia franja central que ocuparía el centro-norte de la península -desde Ciudad Real a Cantabria- así como en Cataluña.

Por el contrario, las mayores pérdidas relativas de supervivencia infantil, en comparación a las tendencias existentes en el periodo prebélico, se dieron en el litoral mediterráneo, entre Andalucía y Valencia, en el Valle del Ebro (especialmente Huesca y Zaragoza) y en el oeste y noroeste peninsular.

4.4.- ¿Cómo habría evolucionado la mortalidad en la infancia sin Guerra Civil? Un ejercicio de modelización para estimar el verdadero impacto del conflicto bélico

Finalmente, con los datos sobre niveles de supervivencia en la infancia extraídos del censo de 1940 podemos dar otra vuelta de tuerca más al análisis territorial y, en lugar de comparar el nivel de mortalidad observado en referencia a 1938 con los registrados en el período entre 1928 y 1936, utilizar esta serie para estimar los niveles de supervivencia que se habrían dado en cada provincia si la Guerra Civil no hubiera estallado. A partir de los cuatro puntos de referencia (1927,7; 1930,9, 1933,6 y 1936,2) calculados a partir de los cuatro grupos de duración considerados se podría utilizar diferentes modelos de ajuste para estimar el valor correspondiente a 1938,6. Nosotros hemos considerado que una simple extrapolación lineal -tomando los niveles de supervivencia de 1927,7 y 1936,2 como base para el cálculo- es suficiente para los fines exploratorios de este ejercicio. La tabla 7 muestra el resultado, a nivel provincial, de esta interpolación (columna central), lo compara con el nivel de supervivencia observado a partir de los valores recogidos por el grupo de duración 0-5 del censo de 1940 (columna izquierda), y muestra la diferencia (columna derecha). Los resultados de estas tres columnas se despliegan cartográficamente en los tres mapas que componen la figura 6, el último de los cuales, que muestra la diferencia entre los valores observados y los estimados si no hubiera existido el conflicto bélico, es el que resume de la manera más adecuada, en nuestra opinión, el impacto territorial de la Guerra Civil sobre los niveles de supervivencia en la infancia y, por lo tanto, sobre la evolución de la mortalidad en los primeros años de vida de los descendientes de las promociones de matrimonio recogidas por el censo de 1940.

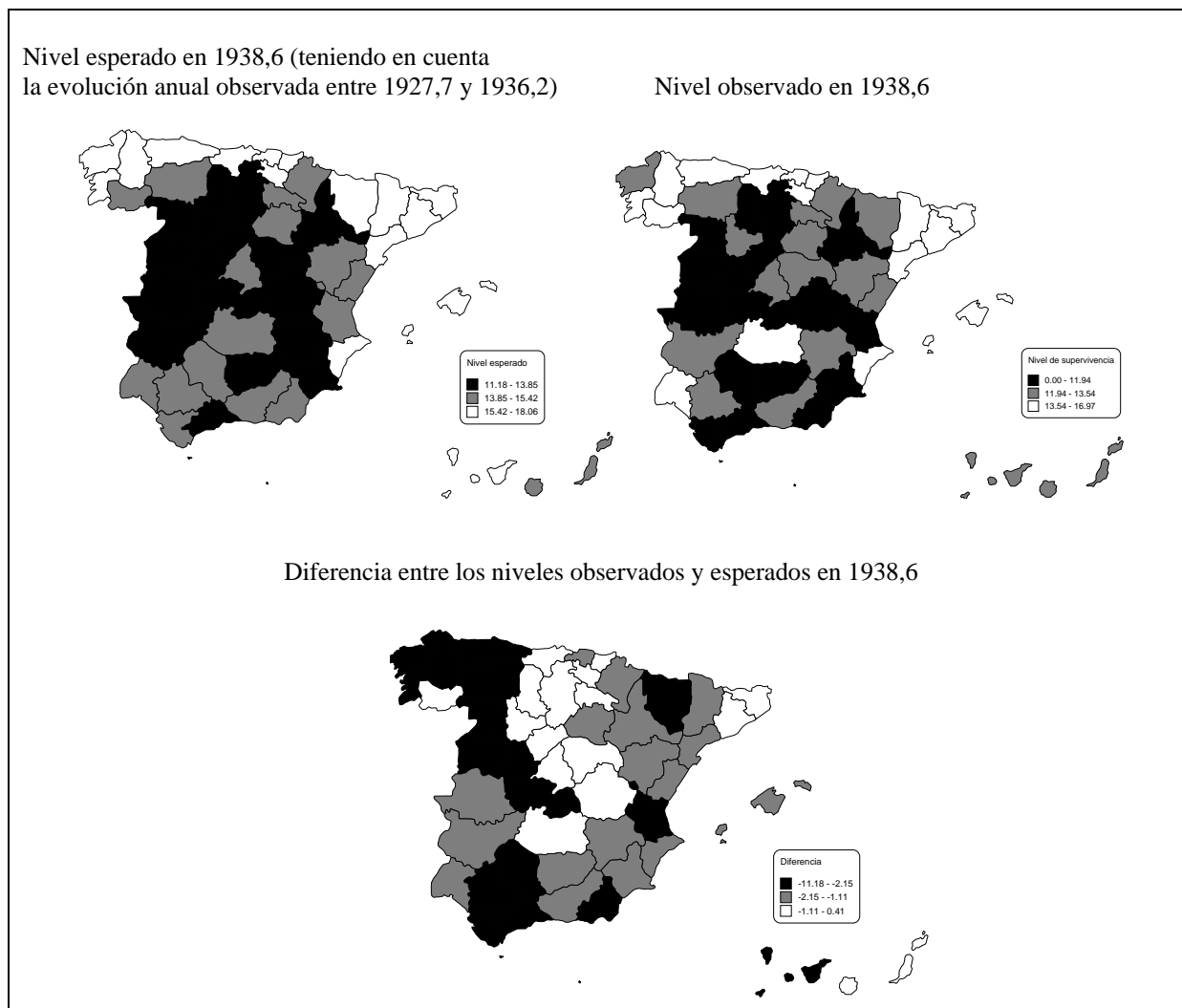
Tabla 7.- Comparación de los niveles de supervivencia observados y esperados (sin Guerra Civil) en 1938,6 teniendo en cuenta la evolución anual observada entre 1927,7 y 1936,2

	Observado	Esperado sin GC	Diferencia
ALAVA	15,50	15,42	0,08
ALBACETE	12,01	13,45	-1,44
ALICANTE	13,76	15,65	-1,89
ALMERIA	11,46	14,04	-2,58
AVILA	9,65	13,08	-3,43
BADAJOS	11,94	13,47	-1,52
BALEARS	15,63	17,66	-2,03
BARCELONA	16,87	17,71	-0,84
BURGOS	11,11	11,98	-0,86
CACERES	9,93	12,07	-2,14
CADIZ	11,77	14,84	-3,07
CASTELLON DE LA PLANA	12,84	14,30	-1,46
CIUDAD REAL	13,59	14,52	-0,93
CORDOBA	11,33	13,85	-2,53
LA CORUÑA	13,53	15,89	-2,36
CUENCA	11,68	12,79	-1,11
GERONA	16,97	17,93	-0,96
GRANADA	12,45	14,45	-2,00
GUADALAJARA	12,87	13,17	-0,30
GUIPUZCOA	16,25	16,91	-0,66
HUELVA	13,54	15,17	-1,63
HUESCA	12,70	16,12	-3,42
JAEN	10,54	12,49	-1,95
LEON	12,00	14,58	-2,58
LERIDA	15,21	16,49	-1,28
LOGROÑO	13,09	14,01	-0,91
LUGO	14,91	17,23	-2,32
MADRID	13,34	14,31	-0,97
MALAGA	6,88	12,37	-5,48
MURCIA	10,72	12,66	-1,94
NAVARRA	13,15	15,00	-1,85
ORENSE	14,25	14,57	-0,33
OVIEDO	15,27	17,49	-2,22
PALENCIA	10,74	11,26	-0,53
LAS PALMAS	13,43	14,32	-0,89
PONTEVEDRA	14,27	16,53	-2,26
SALAMANCA	0,00	11,18	-11,18
SANTA CRUZ DE TENERIFE	13,44	16,23	-2,78
SANTANDER	16,56	17,05	-0,49
SEGOVIA	11,83	12,90	-1,07
SEVILLA	12,30	14,94	-2,63
SORIA	12,55	13,87	-1,32
TARRAGONA	16,59	18,06	-1,47
TERUEL	12,49	14,22	-1,73
TOLEDO	10,38	12,98	-2,60
VALENCIA	10,98	14,56	-3,58
VALLADOLID	12,73	12,32	0,41
VIZCAYA	13,73	15,43	-1,70
ZAMORA	9,80	12,57	-2,78
ZARAGOZA	11,06	13,21	-2,15

Fuente: Elaboración propia utilizando datos censales retrospectivos del censo de 1940.

Nota: No disponemos de los datos observados referidos a Salamanca para el grupo de duración del matrimonio más reciente, por lo que la diferencia con respecto a los datos estimados sin Guerra Civil, que sí se han podido calcular, no se ha de tomar en consideración.

Figura 6.- Niveles de supervivencia en la infancia (tablas tipo sur) de las provincias españolas observados a mediados de 1938 y estimados a partir de la tendencia entre 1927,7 y 1936,2, y diferencia entre ambas



Fuente: Elaboración propia utilizando datos censales retrospectivos del censo de 1940.

Nota: No disponemos de los datos observados referidos a Salamanca para el grupo de duración del matrimonio más reciente, por lo que la diferencia con respecto a los datos estimados sin Guerra Civil, que sí se han podido calcular, no se ha de tomar en consideración.

Los resultados muestran que una franja de la España central, desde Cantabria al norte a Ciudad Real al sur (excluidos Ávila y Toledo), y desde Valladolid al oeste a Cuenca al este, fueron, junto a Barcelona y Gerona, las zonas aparentemente menos afectadas por el conflicto bélico respecto a los niveles de supervivencia en la infancia que se hubieran alcanzado si éste no hubiera estallado. Por el contrario, el cuadrante noroccidental (incluyendo León y Zamora, pero no disponemos de datos para Salamanca), el tercio sur peninsular (Andalucía y Murcia, y provincias adyacentes), el litoral levantino (con

Valencia a la cabeza) y el Valle del Ebro (especialmente Zaragoza y Huesca), más Tenerife, parecen ser las zonas con mayores incrementos de mortalidad en la infancia como consecuencia del enfrentamiento militar.

Estos resultados parecen confirmar, al menos parcialmente, los obtenidos por Gómez Redondo (1992), Villar Salina (1942) y otros autores en el sentido de que la España franquista sufrió en menor medida que la republicana los avatares de la Guerra Civil, tanto en lo que respecta a la mortalidad total como a la que afectó específicamente a los infantes. La mayor disponibilidad de medios de subsistencia -tratándose básicamente de regiones agrarias con menor densidad de población que las regiones urbanizadas e industrializadas de la zona republicana- y una tal vez mejor organización de la retaguardia podría explicar la mejor situación de la zona “nacional”.

5.- Conclusiones

La mayor parte de las investigaciones precedentes han utilizado las estadísticas sobre defunciones inscritas en el Registro Civil y publicadas en el Movimiento Natural de la Población para analizar el impacto de la Guerra Civil sobre la mortalidad en general, y la mortalidad infantil en particular. Sin embargo, esta estadística es susceptible de haber empeorado su calidad como consecuencia de los propios avatares de la conflagración y de la subsiguiente posguerra (subregistro, quema de archivos, manipulación de los datos). En este artículo exploramos un nuevo método que consiste en utilizar las preguntas censales retrospectivas sobre la fecundidad declarada por las mujeres casadas al menos una vez (hijos nacidos vivos, hijos supervivientes en el momento censal) para estimar los niveles de supervivencia y, por tanto, de mortalidad en la infancia (hasta los 15 años), según una metodología propuesta por Brass. Como dichas estimaciones se pueden referenciar en el tiempo a una serie de años anteriores al momento censal, es posible establecer una evolución de los niveles de mortalidad en los primeros años de vida y realizar una estimación de qué niveles habría alcanzado ésta si no hubiera estallado la Guerra civil. Finalmente, al compararlos con los niveles realmente observados en pleno conflicto bélico, se puede extraer una valoración de su impacto territorial sobre la evolución de la mortalidad en los primeros años de vida. Los resultados son los siguientes:

- La Guerra Civil produjo un cambio de tendencia de la evolución de la mortalidad precoz, que en general había disminuido de manera significativa en el período anterior a la Guerra

Civil. Debido a la guerra, prácticamente todas las provincias retrocedieron, en términos anualizados, en mayor medida de lo que habían ido avanzado en años anteriores.

- Este impacto fue muy desigual en las diferentes provincias, produciéndose una cierta difuminación del ¿claro? patrón de mortalidad centro / periferia (con menores niveles de mortalidad en una franja septentrional entre Galicia y Cataluña y Baleares, niveles intermedios en el litoral levantino y andaluz, y mayores niveles absolutos en las provincias de la Meseta) existente en el periodo pre-bélico. Así, provincias periféricas, especialmente de Andalucía o del litoral mediterráneo (los ejemplos más sobresalientes serían ¿Málaga? y Valencia) pasaron a situarse entre las de mayor mortalidad, mientras que provincias interiores apenas sintieron el impacto de la guerra (por ejemplo, Valladolid). Aunque también se encuentran ejemplos contrarios, sí que se puede afirmar que el conflicto fratricida produjo una ruptura de las tendencias históricas anteriores, geográficamente bien diferenciadas, de evolución de la mortalidad en la infancia.

- ¿El modelo prebélico fue sustituido por otro claro patrón territorial causado por la guerra? No en valores absolutos, puesto que en general, y salvo excepciones puntuales, las provincias con mayores niveles de supervivencia en la infancia antes de la guerra los continuaron teniendo después de que estalló ésta. Sin embargo, si observamos las tendencias de evolución de la mortalidad anteriores, sí que aparecen unas zonas que fueron relativamente más golpeadas por la guerra, como fueron las provincias meridionales y levantinas, así como algunas provincias aragonesas y otras del cuadrante noroccidental de la península.

- De lo anterior se deduce que, a pesar de que debiera existir una cierta relación entre el nivel de desarrollo demográfico y la vulnerabilidad que muestran las provincias ante una coyuntura desfavorable, tales características no parecen jugar un papel significativo como factor explicativo de los niveles de supervivencia durante el conflicto bélico. Es decir, el grado de desarrollo demográfico previo de cada provincia apenas es explicativo del impacto sobre la mortalidad en los distintos territorios como consecuencia de la guerra. Los efectos diferenciales de la mortalidad producida por la coyuntura bélica parecen imponerse como factores explicativos de las diferencias provinciales de mortalidad, diferencias que responderían a la propia evolución de la guerra y a su correspondiente impacto sobre los distintos territorios.

En este sentido, los resultados finales de este ejercicio, que muestran que el menor impacto del conflicto bélico sobre los niveles de supervivencia en los primeros años de vida se dio

en la Meseta central (retaguardia de la España de Franco durante la mayor parte de la Guerra Civil, y zona menos tocada por el incremento de la mortalidad a causa de la guerra, según los autores antes mencionados) y en las provincias catalanas de Barcelona y Gerona -más alejadas del frente que Lérida y Tarragona, donde tuvo lugar la batalla del Ebro, que una vez concluida con victoria franquista significó la rápida conquista y caída de Cataluña, y el final de la guerra- parecen confirmar esta hipótesis.

Referencias bibliográficas

- ARBELO, A. (1962). *La mortalidad de la infancia en España, 1901-1950*, Madrid, CSIC.
- AURIAT, N. (1996). *Les défaillances de la mémoire humaine. Aspects orientatifs des enquêtes rétrospectives*. París: INED / PUF.
- BRASS, W. (1964). *Uses of census or survey data for the estimation of vital rates* Seminario Africano sobre Estadísticas Vitales, Addis Abeba.
- BRASS, W. (1975). *Methods for estimating fertility and mortality from limited and defective data*, Poplab, University of North Carolina, Chapel Hill.
- BRASS, W. (1981). "Birth History Analysis", Comunicación presentada en la *World Fertility Survey Conference*. Londres: International Statistical Institute.
- BRASS, W. (1985). *Advances in Methods for Estimating Fertility and Mortality from Limited and Defective Data*. Londres: Centre for Population Studies, London School of Hygiene and Tropical Medicine.
- COALE, A.J.; DEMENY, P. (1966). *Regional Model Life Tables and Stable Populations*, Princeton: Princeton University Press.
- COALE, A. J.; TRUSSELL, T. J. (1974). "Model fertility schedules: variations in the age structure of childbearing in human populations", *Population Index*, 40 (2), pp. 185-258.
- COALE, A.J.; TRUSSELL, T.J. (1977). "Estimating the time to which Brass estimates apply". Anexo I. PRESTON, S.H.; PALLONI, A. "Fine-tuning Brass-type mortality estimates with data on ages of surviving children". *Population Bulletin of the United Nations*, 10, pp. 87-89.
- DE MIGUEL, J.M. (1973). *El ritmo de la vida social: Análisis sociológico de la población en España*. Madrid: Tecnos.
- DÍEZ-NICOLÁS, J. (1985). "La mortalidad en la Guerra Civil Española". *Boletín de la Asociación de Demografía Histórica*, III (1), pp. 41-50.
- DÍEZ-NICOLÁS, J.; DE MIGUEL J. (1981). *Control de la natalidad en España*. Barcelona: Fontanella.
- GARCÍA, A. (2006). *L'estimació de la mortalitat en la infantesa a partir de les dades censals retrospectives sobre fecunditat: una nova aportació als estudis sobre les pautes territorials de la mortalitat a Espanya*, Memoria de Investigación. Departament de Geografia. Universitat Autònoma de Barcelona.

GARCÍA, A.; GIL-ALONSO, F. (2006). *El impacto de la Guerra Civil sobre la mortalidad en la infancia: Análisis territorial a partir de la información censal retrospectiva*. Comunicación presentada en el VIII Congreso de la Asociación de Demografía Histórica (ADEH), Sesión 17: *El comportamiento demográfico en la España de Franco*. Mahón, 31 de mayo, 2 de junio de 2007.

GIL-ALONSO, F. (1998). "Evaluación crítica de la información sobre fecundidad del Censo de 1920". *Estadística Española*, 40 (143), pp. 111-146.

GIL-ALONSO, F. (2005). *El descenso histórico de la fecundidad matrimonial. Análisis territorial retrospectivo a partir de los censos de 1920, 1930 y 1940*. Tesis doctoral, Departament de Geografia, Universitat Autònoma de Barcelona.

GÓMEZ, R. (1992). *La mortalidad infantil española en el Siglo XX*. Madrid: CIS.

NACIONES UNIDAS (1986). *Manual X. Técnicas indirectas de estimación demográfica*. Nueva York: ONU.

RAMIRO-FARIÑAS, D.; SANZ-GIMENO, A. (2000). "Structural Changes in Childhood Mortality in Spain, 1860-1990". *International Journal of Population Geography*, 6, pp. 61-82.

TRUSSELL, T.J. (1975). "A re-estimation of the multiplying factors for the Brass techniques for determining childhood survivorship rates". *Population Studies*, XXIX (1), pp. 97-108.

VILLAR, J. (1942). *Repercusiones demográficas de la última guerra civil española*. Madrid: Real Academia de CCMM y PP.